

Constitution d'un revenu complémentaire de retraite: quels sont les facteurs déterminants?

Najat El Mekkaouide Freitas¹ & Bérangère Legendre²

23 juillet 2014

Quels sont les facteurs déterminants de la détention de produits d'épargne de long terme mobilisés par les ménages dans une optique de financement complémentaire de la retraite ?

Pour répondre à cette question, nous mobilisons les données de la dernière enquête Patrimoine et proposons une analyse économétrique des taux de détention de différents produits d'épargne retraite et d'assurance vie.

Les ménages français contractent plus fréquemment des assurances vie en cas de vie lorsqu'ils souhaitent épargner à long terme. S'ils sont historiquement peu enclins à contracter des produits d'épargne retraite privés, la réforme du système de retraite de 2003 a conduit à la mise en place de nouveaux produits spécifiquement dédiés au financement complémentaire de la retraite. L'enquête Patrimoine de 2010 intègre ces nouveaux produits d'épargne retraite.

Nous montrons à l'aide de modèles de décision (probits bivariés) que les détentions d'assurances vie et d'épargne retraite sont complémentaires et guidées par des facteurs communs. L'âge et la composition du ménage restent des déterminants primordiaux des comportements de détention : les plus jeunes contractent moins fréquemment ce type de produits d'épargne, tandis que les couples semblent avoir un motif supplémentaire de constitution d'une épargne à long terme: la protection du conjoint survivant. Les travailleurs indépendants, qu'ils soient encore en activité ou non, détiennent également plus fréquemment que les salariés du secteur privé des produits d'épargne pouvant être mobilisés pour le financement de la retraite.

Par ailleurs, après contrôle du niveau de vie du ménage d'appartenance, il apparaît que ne pas être diplômé a un impact significatif et négatif relativement important sur la détention d'assurances vie et de contrats d'épargne retraite. Ainsi ne pas être diplômé accroît la probabilité de ne détenir aucun produit d'épargne mobilisable pour la retraite de près de 8%. Dans ce contexte, le dispositif d'information retraite, comme complément à l'éducation économique et financière de base pourrait s'avérer être un outil efficace pour inciter à la détention d'assurance vie pour motif retraite et d'épargne retraite.

¹ PSL Université Paris-Dauphine, LEDa, F-75016 Paris, France.

IRD, UMR225-DIAL, F-75010, Paris, France Email: najat.el-mekkaoui@dauphine.fr

² IREGE, Université de Savoie, 4 chemin de Bellevue BP 80439, 74944 Annecy Le Vieux, Email: berangere.legendre@univ-savoie.fr

Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes. Nous remercions la "Chaire Dauphine-Ensaie Groupama" pour son support.

I/ Introduction

La création de la Sécurité Sociale en 1945 et sa montée en charge ont permis d'améliorer considérablement les conditions de vie de la population. L'assurance vieillesse a permis en France un net recul de la précarité parmi les personnes les plus âgées : le taux de pauvreté des ménages retraités est passé de 28% en 1970 à moins de 5% dans les années 90 (Hourriez *et al.*, 2001). Néanmoins, les chocs démographiques et économiques remettent en cause la structure même du système de retraite reposant sur la solidarité intergénérationnelle. La nécessité d'améliorer la soutenabilité du système par répartition justifie d'en accroître la contributivité, de réduire les taux de remplacement et de durcir les conditions d'accès à une retraite à taux plein. Par ailleurs, cet accès est de plus en plus contraint par la multiplication des aléas de carrières subis par les individus (El Mekkaoui De Freitas *et al.*, 2011). L'individualisation accrue du système de retraite et le report du risque sur les assurés accroît l'exposition des futurs retraités au risque de précarité. Dans ces conditions, l'accumulation de patrimoine durant la vie active pourrait pallier la baisse du niveau de vie qui survient potentiellement lors du passage à la retraite.

L'épargne de long terme des ménages est plus particulièrement composée d'assurances vie. Jusqu'à présent, ils contractaient moins fréquemment des produits spécifiques d'épargne retraite. En 2004, d'après l'INSEE, ils étaient 43,7% à détenir une épargne de long terme, qu'il s'agisse d'épargne retraite, d'un plan d'épargne populaire (PEP), ou d'assurance vie. En 2010, ils sont 48,3%. Le premier motif de détention d'assurances vie est la préparation de la retraite (Darmon et Pagenelle, 2005) : 28% des détenteurs déclarent détenir leur assurance vie pour la retraite. Les détenteurs de contrats d'épargne retraite spécifiques détiennent en moyenne 15000 euros sur ces supports, tandis que les détenteurs d'assurances vie épargnent en moyenne 44000 euros via ces contrats (Laborde, 2014).

En 1992, 12,3% des ménages détenaient au moins un actif financier de long terme spécifiquement pour la retraite (Brun-Schammé et Duée, 2008). En 2004, ils étaient 15,1%.

La réforme du système de retraite de 2003 a conduit à la mise en place de nouveaux produits spécifiquement dédiés au financement complémentaire de la retraite. Des dispositifs ont ainsi été développés à la fois sur le plan individuel et collectif. Le Plan d'épargne retraite populaire (PERP), le Plan d'épargne retraite collectif (PERCO), le Plan d'épargne retraite en entreprise (PERE) sont à cotisations définies, bloqués jusqu'à la retraite et donnent lieu à des sorties en rente ou en capital. Le PERCO et le PERE sont ouverts à tous les salariés et le PERP à tous les actifs. Ces dispositifs offrent de nouvelles possibilités d'accumulation en vue de la retraite.

L'accumulation en vue de la retraite est fortement liée à l'âge et à la catégorie socio-professionnelle. En outre, la détention d'actifs financiers de long terme, tous motifs confondus, dépend fortement du niveau de revenu (Brun-Schammé et Duée, 2008). Certains ménages disposent d'un patrimoine important lorsqu'ils partent à la retraite. D'autres, au contraire, voient leur niveau de vie baisser lors de leur passage à la retraite du fait d'une faible accumulation durant la période d'activité. Parmi les individus âgés de 50 à 70 ans, de fortes inégalités sont ainsi observées en termes d'accumulation (Arrondel, Masson et Verger, 2008).

L'objectif de notre étude est de mettre en évidence les déterminants de la constitution du patrimoine en vue de la retraite au sein des ménages. La dernière enquête Patrimoine (2009-2010) incluant les données sur les PERE, PERCO et PERP, elle nous permet d'analyser des informations peu disponibles jusqu'alors. Nous ciblons plus particulièrement la détention d'épargne retraite, collective et individuelle³, mais prenons également en considération d'autres types de supports d'épargne à long terme. L'analyse porte notamment sur la détention d'assurances vie en cas de vie qui peuvent être mobilisées pour financer la retraite. En effet, un contrat d'assurance-vie qui garantit le versement d'un capital ou d'une rente au bénéficiaire peut être mobilisé pour différents motifs : placement, éducation, fiscalité, financement complémentaire pour la retraite. Nous considérons dans notre analyse la détention de contrats d'assurance vie tous motifs confondus, d'une part, et la détention de contrats d'assurance mobilisés exclusivement pour le motif de retraite, d'autre part. Nous distinguons ainsi ceux qui ont répondu détenir des produits d'assurance vie pour ce motif des autres types de motifs avancés.

De nombreuses contributions à la littérature (Beverly et Sherraden, 1999; Bernard *et al.*, 2002; Arrondel, *et al.*, 2003; Hogarth *et al.*, 2006) montrent l'impact des caractéristiques démographiques, économiques et sociologiques sur la détention de différents produits d'épargne.

Outre les caractéristiques socio-démographiques et économiques influençant la détention de ces actifs, nous intégrons de nouveaux éléments peu développés jusqu'à présent. Selon la littérature, les dispositions psychologiques favorisant la planification permettent aux individus d'atteindre plus facilement des objectifs personnels (Ajzen, 1991 ; Gollwitzer, 1996 et 1999). Amerikset *al.* (2003) montrent en quoi cela est susceptible d'influencer la réalisation d'objectifs de long terme, parmi lesquels la réalisation de placements financiers et non financiers en vue de la retraite. C'est pourquoi nous intégrons des variables susceptibles de représenter l'état d'esprit des individus et d'influencer leur propension à épargner en vue de la retraite. Nous qualifions ces variables de « psychologiques » dans la mesure où elles fournissent des renseignements subjectifs quant à l'état d'esprit des répondants à l'enquête Patrimoine.

Le cadre institutionnel constitue également un facteur à prendre en compte dans la mesure où il peut influencer les décisions d'épargne en vue de la retraite (Beverly et Sherraden, 1999). La disponibilité et la diffusion de l'information sur les retraites peuvent plus particulièrement inciter les individus à anticiper les risques de baisse de leur niveau de vie à la retraite (Boeriet *al.*, 2002 ; Boeri et Tabellini, 2005 ; El Mekkaoui *et al.*, 2010). Il s'agit ici de considérer le système d'information sur les droits à la retraite introduit en 2003 en France dans le cadre de la réforme du système de retraite. L'information retraite relève des principes de bonne gouvernance mis en avant par la Commission Européenne et l'OCDE, mais trouve également sa place au sein de la littérature sur l'éducation financière. Les travaux de Lusardiet

³ Les produits retraites complémentaires à destination des agents publics (contrats PREFON) et ceux concernant les travailleurs indépendants. (contrats MADELIN) sont inclus dans l'épargne retraite considérée.

Mitchell (2005, 2007a, 2007b) montrent que les personnes sensibilisées aux phénomènes économiques et sociaux sont plus à même de bien préparer leur retraite, mais également de procéder à des placements de long terme efficaces (Amerikset *al.*, 2003; Calvert *et al.*, 2005). Cette éducation financière relève en grande partie du niveau d'études atteint (Joo et Grable, 2000; Bernstein, 2002), mais pas seulement. L'existence d'un système d'information retraite efficace contribue à faire des individus des agents économiques éclairés (El Mekkaouide Freitas *et al.*, 2010).

II/Détention de produits d'épargne en vue de la retraite

Nous mobilisons dans ce travail les données de l'enquête Patrimoine 2009-2010, effectuée auprès de 35729 individus et 15006 ménages. Cette enquête a été réalisée par l'INSEE sur l'ensemble du territoire métropolitain. Son objectif est d'évaluer la possession et la valeur des différents types d'actifs ou de passifs patrimoniaux et de retracer l'histoire patrimoniale, conjugale et professionnelle des ménages (héritage, cycle d'activité professionnelle).

C'est la dernière enquête disponible sur ce thème. Elle succède à l'enquête Actifs financiers 1992 et à l'enquête Patrimoine 1998 et 2003. L'enquête regroupe les réponses d'individus âgés de 0 à 99 ans. Leurs caractéristiques sociodémographiques et économiques, mais aussi celles de leurs ménages d'appartenance sont renseignées.

L'enquête indique les produits d'épargne et financiers ainsi que le patrimoine détenus par les ménages, mais également les différentes transmissions de patrimoine entre ascendants et descendants. Nous ciblons la détention de produits d'épargne de long terme mobilisables pour un financement complémentaire de la retraite. L'enquête de 2010 permet de traiter les nouveaux produits d'épargne retraite introduits en 2003, ce qui n'était pas le cas de la précédente. Néanmoins, le taux de réponse aux questions concernant les montants détenus sur les comptes épargne-retraite reste faible dans l'enquête.

L'AFG reporte qu'au 31 décembre 2012, près de 160 000 entreprises avaient proposé un PERCO à leurs salariés, soit 11 000 entreprises de plus qu'en 2011 (augmentation de 8 %). Près de 1 250 000 salariés, sur les 4,4 millions couverts, avaient effectué des versements, soit une progression de 30 % en un an. L'encours du PERCO s'élevait à 6,3 milliards d'euros, soit un encours moyen de 5314 euros par bénéficiaire.

Fin 2012, 2 147 000 PERP avaient été ouverts pour un montant de cotisations annuelles atteignant 1,138 milliards d'euros (2011) pour un encours de 7,639 milliards d'euros à fin juin 2011. L'encours moyen détenu dans le cadre du PERP était de 3 900 euros.

Les produits d'assurance vie en cas de vie sont détenus par 39% des ménages (Cf. tableau 1). Une observation transversale des données permet de mettre en évidence une détention plus fréquente parmi les plus âgés.

Tableau 1 Taux de détention en fonction de l'âge

Age	Assurance Vie		Epargneretraite
	Ensemble	Pour motif de retraite	
<31 <i>IC 95%</i>	23% 18,45%-27,23%	5% 2,71%-7,31%	6% 3,67%-8,72%
31-45 <i>IC 95%</i>	35% 32,51%-38,10%	9% 7,26%-10,62%	18% 15,92%-20,42%
46-50 <i>IC 95%</i>	41% 36,91%-44,6	17% 13,72%-19,6%	19% 15,67%-21,78%
51-55 <i>IC 95%</i>	42% 37,43%-45,94%	17% 13,98%-20,57%	19% 15,93%-22,75%
56-60 <i>IC 95%</i>	42% 37,62%-45,91%	17% 14,09%-20,51%	22% 18,43%-25,39%
61-65 <i>IC 95%</i>	46% 42,46%-49,92%	11% 8,37%-13,05%	23% 19,81%-26,11%
66-70 <i>IC 95%</i>	48% 44,31%-52,75%	9% 6,20%-11%	26% 22,36%-29,77%
>70 <i>IC 95%</i>	41% 38,8%-43,77%	6% 4,84%-7,26%	20% 18%-22,04%
Moyenne <i>IC 95%</i>	39% 37,45%-39,39%	10% 9,34%-10,89%	19% 17,67%-19,66%
N	5821		

Source: Patrimoine, 2009-2010.

Note: Les statistiques ne concernent que les chefs de famille.

IC 95% = intervalle de confiance à 95%

La détention est relativement basse parmi les ménages aux niveaux de vie les plus faibles (Cf. encadré 1 et tableau 2).

Tableau 2 Taux de détention en fonction du niveau de vie

Quintiles	Assurance vie en cas de vie	Assurance vie en cas de vie pour motif de retraite	Epargneretraite
1 <i>IC 95%</i>	26% 23,3%-28,3%	4% 3,2%-5,6%	11% 9,1%-12,6%
2 <i>IC 95%</i>	32% 29,6%-34,9%	8% 6,6%-9,7%	14% 11,6%-15,5%
3	40%	11%	18%

<i>IC 95%</i>	<i>36,9%-42,5%</i>	<i>9,2%-12,8%</i>	<i>16,0%-20,3%</i>
4	46%	13%	24%
<i>IC 95%</i>	<i>43,4%-49%</i>	<i>10,6%-14,4%</i>	<i>21,3%-26,2%</i>
5	58%	18%	33%
<i>IC 95%</i>	<i>54,8%-60,4%</i>	<i>15,6%-20,0%</i>	<i>30,5%-35,9%</i>
Moyenne	39%	10%	19%
<i>IC 95%</i>	<i>37,4%-39,9%</i>	<i>9,3%-10,9%</i>	<i>17,7%-19,7%</i>
N	5821		

Source: Patrimoine, 2009-2010.

Note: Les statistiques ne concernent que les chefs de famille.

IC 95% = intervalle de confiance à 95%

L'attrait des dispositifs d'épargne retraite demeure faible en comparaison avec les produits d'assurance vie en cas de vie⁴. Le taux de détention atteint en effet en moyenne 19%. Avant 30 ans, seulement 6 % de la population détient un contrat d'épargne retraite. La possibilité de retrait du capital au terme du contrat d'assurance vie peut expliquer ce résultat. Dans le cadre des produits d'épargne retraite, seuls des motifs exceptionnels (décès du conjoint, invalidité, fin des prestations chômage, achat de la résidence principale) permettent le retrait anticipé du capital.

Les rentes viagères issues des produits d'assurances vie et des PERCO, acquises à titre onéreux, bénéficient d'une fiscalité préférentielle lorsqu'elles sont détenues jusqu'à 50 ans. Au-delà de 70 ans l'assiette de taxation est réduite à 30 % du montant de la rente. En revanche, les rentes issues des contrats à cotisations définies classiques, et des PERE, considérés comme acquis à titre gratuits, sont imposables normalement à l'impôt sur le revenu, après l'abattement de 10% au titre des pensions.

⁴ Direr et Roger (2011) montrent notamment à l'aide de projections que la souscription à des produits d'épargne complémentaires n'offre qu'un supplément de revenu marginal au regard des revenus d'activité passés et du revenu de retraite. A titre d'exemple, un tiers des ménages recevront à 60 ans un revenu complémentaire équivalant à moins de 0.5% de leur dernier revenu d'activité.

Encadré 1: le calcul du niveau de vie

Nous calculons le niveau de vie à partir des données de revenus d'activité et de remplacement perçus par les ménages durant les 12 mois précédant l'enquête. Un revenu individuel par unité de consommation est assigné à chaque membre du ménage pour contrôler les effets d'échelle dans la consommation de biens et services. Nous utilisons l'échelle d'équivalence de l'OCDE. Le premier individu du ménage est pondéré par un facteur unitaire, tandis que les adultes suivants de plus 14 ans se voient assigner une pondération de 0.5, et les enfants de moins de 14 ans 0.3.

Le choix de procéder à une analyse en unité de consommations nous a semblé représentatif du fonctionnement d'une majorité des ménages. Il existe néanmoins une littérature tendant à montrer les limites de cette approche, mettant en avant la potentielle asymétrie entre les membres d'un même ménage dans la gestion et l'accès aux ressources (Browning, Bourguignon, Chiappori et Lechen, 1994; Roy, 2005; Belleau et Proulx, 2010 et 2011).

Par ailleurs, les études précédentes sur les comportements de détention patrimoniale s'accordent à dire que les facteurs familiaux influencent significativement la décision d'épargner. Scholz et Seshadri (2007) montrent que les enfants expliquent la faible accumulation de richesses des ménages au revenu de cycle de vie relativement bas. El Mekkaoui, Lavigne et Mahieu (2001) arrivent à la conclusion que les couples ayant 3 enfants ou plus ont une demande moindre de valeurs mobilières.

Plus spécifiquement, d'après les résultats de Brun Schammé et Duée (2008), si parmi les détenteurs d'épargne de long terme, le nombre d'enfants ne semble pas être un facteur déterminant, le fait d'avoir vécu en couple semble avoir diminué la propension à épargner spécifiquement en vue de la retraite. Ces différents résultats justifient de recourir à une approche collective lorsqu'on se focalise sur les décisions d'épargner à long terme.

III/ Présentation du modèle

Encadré 2 : le modèle probit bivarié

Un modèle probit bivarié est estimé pour mettre en évidence les caractéristiques influençant la détention d'assurance vie en cas de vie et la détention d'épargne-retraite. Nous faisons ici l'hypothèse que les décisions d'épargner via de l'assurance vie ou de l'épargne retraite sont corrélées. Un test de vraisemblance confirmant la validité de cette hypothèse, nous préférons ici un modèle probit bivarié à l'estimation de deux modèles probits indépendants.

Soient y_1^* et y_2^* , deux variables latentes, représentant respectivement la détention d'assurance vie et la détention d'épargne retraite, et pour lesquelles on observe :

$$y_1 = 1 \text{ si } y_1^* > 0$$

$$y_2 = 1 \text{ si } y_2^* > 0$$

Nous considérons le modèle probit bivarié suivant :

$$y_1^* = x_1 \beta_1 + \epsilon_1$$

$$y_2^* = x_2\beta_2 + \epsilon_2$$

Avec :

$$\begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix} \rightarrow N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, V\right)$$

$$V = \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}$$

Où ϵ_j sont les termes d'erreurs, et ρ le coefficient de corrélation.

Les fonctions de densité jointe et de densité jointe cumulée s'expriment de la manière suivante :

$$\phi(\epsilon_1, \epsilon_2) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\epsilon_1^2 + \epsilon_2^2 - 2\rho\epsilon_1\epsilon_2}{1-\rho^2}\right)\right]$$

$$\Phi(\epsilon_1, \epsilon_2) = \int_{-\infty}^{\bar{\epsilon}_1} \int_{-\infty}^{\bar{\epsilon}_2} \phi(\epsilon_1, \epsilon_2) d\epsilon_1 d\epsilon_2$$

Quant aux distributions cumulées univariées, elles sont données par :

$$\Phi_1(\bar{\epsilon}_1) = \int_{-\infty}^{\bar{\epsilon}_1} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \phi(\epsilon_1, \epsilon_2) d\epsilon_2 \right) . d\epsilon_1$$

$$\Phi_2(\bar{\epsilon}_2) = \int_{-\infty}^{\bar{\epsilon}_2} \left(\int_{-\infty}^{+\infty} \phi(\epsilon_1, \epsilon_2) d\epsilon_1 \right) . d\epsilon_2$$

La log-vraisemblance du probit bivarié est alors la somme des quatre combinaisons possibles de y_1 et y_2 , multipliée par les probabilités associées :

$$\begin{aligned} \ln L = \sum_{i=1}^N \{ & y_{i1}y_{i2} \ln \Phi(x_1\beta_1, x_2\beta_2; \rho) + y_{i1}(1-y_{i2}) \ln [\Phi(x_1\beta_1) - \Phi(x_1\beta_1, x_2\beta_2; \rho)] \\ & + (1-y_{i1})y_{i2} \ln [\Phi(x_2\beta_2) - \Phi(x_1\beta_1, x_2\beta_2; \rho)] \\ & + (1-y_{i1})(1-y_{i2}) \ln [1 - \Phi(x_1\beta_1) - \Phi(x_2\beta_2) - \Phi(x_1\beta_1, x_2\beta_2; \rho)] \} \end{aligned}$$

Nous estimons quatre modèles probits bivariés (modèles 1.1, 1.2, 2.1, et 2.2). Dans les deux premiers (1.1 et 1.2), les variables dépendantes sont la probabilité de détenir une assurance vie en cas de vie et la probabilité de détenir de l'épargne retraite. La façon d'intégrer l'âge différencie ces deux modèles : l'âge répertorié en tranches au moment de l'enquête est utilisé comme variable explicative dans le premier, tandis que l'âge en continu et l'âge au carré remplacent les tranches d'âge dans le second.

Nous remplaçons ensuite dans la première équation des modèles probits bivariés 2.1 et 2.2 la probabilité de détenir une assurance vie par la probabilité de détenir une assurance vie pour motif retraite exclusivement. Là encore, ces deux modèles se différencient par la variable d'âge sous forme de tranches, ou d'âge en continu.

Définition des variables

Nous mobilisons les variables socio-économiques fréquemment retenues pour analyser les déterminants des comportements d'épargne (âge, composition du ménage, statut d'occupation du logement). Seuls les individus de plus de 17 ans sont conservés pour l'analyse. L'âge moyen de notre échantillon est de 53 ans. De nouveaux types de variables non exploitées jusqu'à présent dans la littérature mais susceptibles d'influencer les comportements de détention en vue de la retraite sont également intégrées : des variables que nous appellerons « psychologiques », ou encore des variables représentant le système d'information retraite.

Des variables de revenu sont intégrées pour contrôler l'impact du niveau de vie. Ainsi, plusieurs tranches sont considérées, allant d'un revenu mensuel par unité de consommation (UC) de moins de 500 euros, à un revenu mensuel par unité de consommation supérieur à 6000 euros. La catégorie de revenu mensuel par UC de 1001 à 1500 euros est gardée comme catégorie de référence (Cf. tableau 3). Le revenu moyen par UC s'élève dans notre échantillon à 1903 euros mensuels.

Tableau 3 Revenus mensuels par unité de consommation des individus de l'échantillon

Catégories de revenu mensuel par UC, avant redistribution	<500 euros	501 à 1000 euros	1001 à 1500 euros	1501 à 2000 euros	2001 à 2500 euros	2501 à 4000 euros	4001 à 6000 euros	>6000 euros	Total (N=5927)
Proportion de l'échantillon	12,45%	11,07%	19,47%	18,22%	14%	18,27%	4,66%	1,86%	100%

Le statut d'emploi (salarié du secteur public, salarié du secteur privé et indépendant) est intégré. Il permet ainsi de contrôler l'effet d'une moindre couverture des travailleurs indépendants sur les comportements d'accumulation de long terme. En effet, la littérature montre l'importance du patrimoine pour les travailleurs indépendants, en premier lieu patrimoine professionnel, mais également épargne de précaution, pour compenser les fluctuations de revenu d'activité et pour préparer la retraite (Chaput *et al.*, 2011). Notre échantillon comprend 22,15% de salariés ou d'anciens salariés du secteur public, et 10,68% d'indépendants ou indépendants retirés. La catégorie des salariés ou anciens salariés du secteur privé est considérée comme catégorie de référence.

Les variables qualifiées de "psychologiques" font état de la satisfaction professionnelle des individus et de leur situation financière durant l'enfance. Il est notamment demandé à l'individu si durant son enfance sa famille rencontrait de sérieux problèmes d'argent. Ces variables étant des variables « subjectives » et faisant appel à la mémoire de la personne, les

résultats relatifs à ces variables sont à considérer avec précaution. 31,55% des individus de notre échantillon ont connu de sérieux problèmes d'argent au sein de leur famille pendant leur enfance. Ils sont par ailleurs 11,20% à estimer avoir une carrière décevante.

Après avoir contrôlé l'effet de l'âge, nous introduisons également des variables binaires sur l'information retraite nous permettant d'évaluer l'impact du relevé de carrière et de l'estimation du montant de pension sur les décisions de contracter des produits d'épargne retraite.

Le droit à l'information retraite, institué par l'article 10 de la loi du 21 août 2003 et étendu par l'article 6 de la loi du 9 novembre 2010, permet à chaque assuré de recevoir au début de sa vie professionnelle un document d'information générale sur sa retraite. Ainsi tous les 5 ans à partir de ses 35 ans, l'individu reçoit un courrier commun de ses organismes de retraite obligatoire, récapitulant l'ensemble de ses droits. A partir de ses 55 ans, il reçoit une estimation du montant de sa future retraite. Ce courrier reçu tous les 5 ans permet ainsi de retracer l'ensemble de la carrière, dans un document commun à l'ensemble des régimes de retraite, de vérifier les informations concernant l'individu et de connaître le montant approximatif de la future retraite selon l'âge auquel l'individu partira à la retraite. Compte tenu de la mise en place progressive du système et de la périodicité des envois, en 2009, seules les cohortes nées en 1957, 1958, 1959, 1963, 1964 et 1969 avaient déjà reçu leur relevé de carrière. Les personnes nées entre 1949 et 1953 avaient quant à elles reçu une estimation de leur montant de pension. 10,49% des individus de notre échantillon ont reçu leur relevé de carrière, et 8,74% leur estimation indicative globale.

La mise en place d'un tel système est à même d'influencer les décisions d'épargner en vue de la retraite. Bien informés, les individus sont en théorie en mesure de prendre des décisions rationnelles. Les agents capables d'anticiper la survenue de risques liés au vieillissement, qui les concernent directement (dépendance, longévité) ou qui menacent le système de retraite, sont en mesure d'optimiser leurs décisions d'allocation sur le cycle de vie. Néanmoins, un tel comportement n'est pas toujours observé, et notamment du fait de l'information imparfaite dont disposent les ménages.

D'un point de vue microéconomique, le système d'information retraite permet aux individus d'anticiper leur montant futur de pension de retraite, et d'optimiser en conséquence leurs décisions de consommation et d'épargne sur leur cycle de vie. En informant les assurés, les décideurs politiques encouragent les citoyens à mieux anticiper le financement de leur retraite. Le système d'information sur les pensions informe également sur les contraintes démographiques et financières pesant sur le système par répartition. Il contribue donc à améliorer l'éducation financière (El Mekkaoui *et al.*, 2010). Lusardi et Mitchell (2005, 2007b) expliquent le défaut de planification de la retraite aux Etats Unis par le manque d'éducation financière. Il existe donc ici une complémentarité entre les variables d'éducation, représentant en partie la sensibilisation aux phénomènes économiques et financiers, et les variables signalant la réception par l'individu d'un relevé de carrière ou d'une estimation de pension.

IV/Résultats

L'estimation des modèles probits bivariés montre que la détention d'épargne retraite et d'assurances vie en cas de vie semblent largement complémentaires. Les coefficients de corrélation des estimations sont en effet significatifs et positifs, et les décisions de contracter de l'assurance vie et de l'épargne retraite semblent guidées par un certain nombre de déterminants communs (Cf. tableaux 4 et 5).

Variables démographiques et socio-économiques

Nombre de facteurs socio-économiques et démographiques influencent les comportements de détention en vue de la retraite. Les comportements d'allocation intertemporelle sont notamment influencés par les caractéristiques démographiques, mais aussi par des facteurs liés au marché du travail (Blundell *et al.*, 1994). Dumann (2008) confirme ces résultats en montrant l'impact de telles variables sur la participation à des plans d'épargne retraite en Allemagne.

Les ménages les plus jeunes détiennent moins fréquemment que leurs aînés des assurances vie, qu'il s'agisse de préparer la retraite ou non, et des contrats d'épargne retraite. Ce résultat est confirmé dans nos deux types d'estimations, que l'assurance vie soit détenue pour motif retraite ou non: être jeune a un impact négatif sur la détention de tels produits d'épargne.

Au-delà de 60 ans, l'âge a un impact statistiquement significatif et positif sur la détention d'assurance vie et de produit d'épargne retraite. Autrement dit, nous n'observons pas de comportement de cycle de vie traditionnel avec liquidation du patrimoine dans les âges avancés. En revanche, l'impact positif ne se confirme pas lorsque l'assurance vie est détenue pour préparer la retraite, confirmant ainsi les résultats sur données de 2003-2004 de Brun-Schammé et Duée (2009). L'impact de l'âge s'avère même être négatif au-delà de 70 ans. Ces résultats laissent supposer que les individus liquident leur assurance vie à la retraite lorsqu'elle était détenue pour ce motif, ou que le motif de détention varie potentiellement au-delà d'un certain âge. L'influence positive de l'âge est confirmée lorsque la variable d'âge est introduite sous forme continue.

Vivre en couple accroît par ailleurs la probabilité de détenir de l'épargne retraite, tandis que les hommes, et les femmes vivant seules détiennent moins fréquemment d'assurances vie et de contrats spécifiquement dédiés à la retraite. Le cas des familles monoparentales est à souligner. La probabilité de détenir simultanément un produit d'épargne retraite et une assurance vie décroît de 2,8% pour les femmes vivant seules (célibataires, divorcées, veuves) relativement aux autres types de ménages avec plusieurs membres.

Veil (2007) montre que depuis la réforme du système de retraite en Allemagne en 2001, le niveau de vie des retraités dépend beaucoup plus de l'articulation entre la retraite versée par le système par répartition et les retraites privées. Or il souligne qu'une telle évolution revient à

privatiser une partie de la protection vieillesse et a des effets particulièrement pénalisants pour les femmes, dont le niveau de pension est en moyenne beaucoup plus dépendant du système de retraite par répartition. En France, Bac et Albert (2012) montrent que la pension de base des femmes⁵ est inférieure de 33% à celle des hommes en 2009. Ils estiment que cet écart devrait s'élever à 24% en 2029, reflétant ainsi principalement les conséquences des inégalités salariales durant la vie active entre hommes et femmes. Si les produits d'épargne retraite devenaient un support indispensable au maintien du niveau de vie à la retraite, alors les femmes seraient encore plus contraintes. Ce risque est d'autant plus prégnant que l'augmentation de la contributivité du système de retraite en France semble pénaliser plus particulièrement les femmes (Bridenne et Couhin, 2012). Et, dans ce cas de figure de forte contrainte d'épargne pour la retraite, seul le maintien des avantages non contributifs permet d'aider les plus démunis.

Nos résultats montrent que les hommes vivant seuls sont également moins enclins à détenir simultanément une assurance vie, exclusivement pour motif retraite, et un contrat d'épargne retraite. Plus que le genre, la composition du ménage semble ici jouer un rôle prépondérant. Etre un homme vivant seul a un impact négatif et significatif plus particulièrement sur la détention d'assurances vie, ce qui n'est pas le cas de la détention d'épargne retraite.

Le fait de vivre en couple introduit également probablement un motif supplémentaire de constitution d'une épargne à long terme : la volonté de protéger son conjoint et ses enfants en cas d'accident. En effet, les assurances vie, mais également les clauses de réversion des produits d'épargne retraite permettent de verser des revenus ou un capital aux survivants. Ainsi, les détenteurs de PERP et de PERCO peuvent ajouter une clause de garantie complémentaire lorsqu'ils souscrivent l'un ou l'autre des contrats. Dans le cas des rentes viagères réversibles, les souscripteurs peuvent également, à titre d'exemple, opter pour la mise en place d'une rente d'éducation destinée aux enfants mineurs en cas de décès. Le PERCO peut également être débloqué de manière anticipée en cas de décès.

Il existe néanmoins une taille de famille à partir de laquelle les possibilités de protection offertes ne contrebalancent pas la tendance à moins épargner via des produits d'épargne retraite. En effet, les familles avec quatre enfants ou plus détiennent moins fréquemment d'épargne retraite que les ménages ayant deux enfants à charge⁶. Leur probabilité de détenir une assurance vie et un produit d'épargne retraite décroît de 7,29% relativement aux familles avec deux enfants.

Les ménages sans enfant détiennent également moins fréquemment ce type de produits simultanément, confirmant probablement le caractère partiellement protecteur de la détention d'épargne à long terme. Les familles nombreuses avec une contrainte budgétaire forte, sont moins à même d'épargner, que ce soit pour leur retraite, ou pour assurer un revenu ou un capital aux survivants en cas de décès.

⁵Parmi les retraités du régime général ayant été salarié du secteur privé durant toute leur carrière.

⁶Les modèles de cycle de vie montrent largement ce phénomène : les enfants sont un déterminant significatif de l'accumulation de patrimoine par les ménages. Scholz et Sheshadri (2007) montrent que l'effet particulièrement significatif pour les ménages ayant un faible revenu de cycle de vie : avoir des enfants explique leur faible accumulation sur le cycle de vie.

L'impact du revenu s'avère particulièrement important dans la détermination de contracter une assurance vie, complétée ou non de produits d'épargne retraite. Ainsi l'effet marginal des tranches de revenus supérieures sur la probabilité de détenir une assurance vie uniquement est statistiquement significatif et positif. Il s'élève à titre d'exemple à 5,63% pour les ménages au revenu par UC compris entre 2501 et 4000 euros. De même l'appartenance à cette même catégorie de revenu accroît de 11,22% la probabilité de détenir simultanément une assurance vie et un produit d'épargne retraite. En revanche avoir un revenu par UC compris entre 2501 et 4000 euros mensuels a un impact marginal négatif de 18,33% sur la probabilité de ne détenir aucun des deux types de produits d'épargne à long terme (assurance vie et épargne retraite).

Il apparaît enfin que la détention d'épargne retraite exclusivement n'est pas influencée par le revenu. En effet, les effets marginaux n'apparaissent pas comme significatifs dans la détermination de cette probabilité jointe.

Lorsque le revenu mensuel par UC du ménage est inférieur à 1000 euros, la détention de produits d'épargne à long terme est nettement moins fréquente. Ainsi avoir un revenu mensuel par UC compris entre 500 et 1000 euros accroît de 5,49% la probabilité de ne détenir aucun de ces produits.

L'impact du statut en emploi mis en évidence par la littérature existante (Chaput *et al.*, 2011) est confirmé dans nos résultats. Ainsi être ou avoir été un travailleur indépendant accroît significativement, de 9,32% la probabilité de détenir simultanément des produits d'assurance vie et d'épargne retraite.

Tableau 4 Tableau de résultats des modèle probitsbivariés

	Modèle 1.1		Modèle 1.2		Modèle 2.1		Modèle 2.2	
	Eq 1 : Assurance vie	Eq 2 : Contrat d'épargne retraite	Eq 1 : Assurance vie	Eq 2 : Contrat d'épargne retraite	Eq 1 : Assurance vie pour motif retraite	Eq 2 : Contrat d'épargne retraite	Eq 1 : Assurance vie pour motif retraite	Eq 2 : Contrat d'épargne retraite
Age	-	-	0.01*	0.05***	-	-	0.06***	0.05***
	-	-	(0.01)	(0.01)	-	-	(0.01)	(0.01)
(Age)^2	-	-	-0.00	-0.00***			-0.00***	-0.00***
	-	-	(0.00)	(0.00)			(0.00)	(0.00)
Age < 31	-0.34***	-0.41***	-	-	-0.31**	-0.41***	-	-
	(0.09)	(0.11)	-	-	(0.13)	(0.12)	-	-
Age: 46-50	0.06	0.12	-	-	0.26***	0.10	-	-
	(0.07)	(0.08)	-	-	(0.09)	(0.08)	-	-
Age: 51-55	-0.13*	0.07	-	-	0.09	0.06	-	-
	(0.08)	(0.09)	-	-	(0.09)	(0.09)	-	-
Age: 56-60	0.19	0.30	-	-	0.53	0.28	-	-
	(0.36)	(0.36)	-	-	(0.41)	(0.36)	-	-

Age: 61-65	0.11 (0.08)	0.24*** (0.08)	- (0.08)	- (0.08)	-0.15 (0.10)	0.23*** (0.08)	- (0.08)	- (0.08)
Age: 66-71	0.18** (0.08)	0.29*** (0.09)	- (0.08)	- (0.08)	-0.26** (0.11)	0.28*** (0.09)	- (0.08)	- (0.08)
Age: >70	0.14** (0.07)	0.22*** (0.08)	- (0.08)	- (0.08)	-0.42*** (0.10)	0.21** (0.08)	- (0.08)	- (0.08)
Femme seule	-0.02 (0.04)	-0.19*** (0.05)	-0.03 (0.04)	-0.18*** (0.05)	0.01 (0.06)	-0.20*** (0.05)	0.03 (0.06)	-0.19*** (0.05)
Homme seul	-0.07 (0.05)	-0.05 (0.05)	-0.06 (0.05)	-0.03 (0.05)	-0.23*** (0.07)	-0.05 (0.05)	-0.20*** (0.07)	-0.04 (0.05)
Sans enfant	-0.10 (0.07)	-0.19*** (0.07)	-0.16*** (0.06)	-0.20*** (0.07)	-0.01 (0.08)	-0.18*** (0.07)	-0.09 (0.07)	-0.19*** (0.07)
1 enfant	-0.06 (0.07)	-0.09 (0.07)	-0.09 (0.07)	-0.11 (0.07)	-0.02 (0.08)	-0.09 (0.07)	-0.04 (0.08)	-0.11 (0.07)
3 enfants	0.09 (0.09)	-0.03 (0.10)	0.08 (0.09)	-0.04 (0.10)	-0.02 (0.11)	-0.05 (0.10)	-0.02 (0.11)	-0.06 (0.10)
4+ enfants	0.08 (0.15)	-0.67*** (0.21)	0.08 (0.15)	-0.68*** (0.21)	0.11 (0.18)	-0.68*** (0.21)	0.12 (0.17)	-0.69*** (0.21)
Propriétaire non accédant	0.34*** (0.04)	0.10** (0.04)	0.33*** (0.04)	0.08* (0.04)	0.25*** (0.05)	0.10** (0.05)	0.23*** (0.05)	0.08* (0.04)
Revenu mensuel par UC <500	-0.12* (0.07)	0.01 (0.08)	-0.13* (0.07)	-0.00 (0.08)	-0.18* (0.10)	0.04 (0.08)	-0.20** (0.10)	0.03 (0.08)
Revenu mensuel par UC (500;1000)	-0.17** (0.07)	-0.01 (0.08)	-0.16** (0.07)	-0.01 (0.08)	-0.26** (0.10)	-0.00 (0.08)	-0.26*** (0.10)	0.00 (0.08)
Revenu mensuel par UC (1500;2000)	0.17*** (0.06)	0.22*** (0.07)	0.17*** (0.06)	0.21*** (0.07)	0.15** (0.08)	0.24*** (0.07)	0.14* (0.08)	0.23*** (0.07)
Revenu mensuel par UC (2000;2500)	0.34*** (0.06)	0.30*** (0.07)	0.34*** (0.06)	0.29*** (0.07)	0.13 (0.08)	0.31*** (0.07)	0.11 (0.08)	0.30*** (0.07)
Revenu mensuel par UC (2500;4000)	0.43*** (0.06)	0.40*** (0.07)	0.41*** (0.06)	0.38*** (0.07)	0.22*** (0.08)	0.41*** (0.07)	0.21*** (0.08)	0.39*** (0.07)
Revenu mensuel par UC (4000;6000)	0.81*** (0.08)	0.61*** (0.09)	0.79*** (0.08)	0.58*** (0.09)	0.33*** (0.10)	0.61*** (0.09)	0.31*** (0.10)	0.58*** (0.09)
Revenu mensuel par UC >6000	0.87*** (0.11)	0.67*** (0.10)	0.86*** (0.11)	0.64*** (0.10)	0.36*** (0.12)	0.69*** (0.10)	0.37*** (0.12)	0.66*** (0.10)
1/4 du capital constitué venant d'un héritage	0.29*** (0.05)	0.02 (0.05)	0.28*** (0.05)	0.02 (0.05)	0.06 (0.06)	0.02 (0.05)	0.07 (0.06)	0.02 (0.05)
Endettement (immobilier, crédit à la consommation)	-0.08**	0.08*	-0.07	0.07	-0.02	0.09*	-0.03	0.08*

	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.04)
Diplôme équivalent au master 2	0.13*	0.08	0.13*	0.08	0.04	0.08	0.02	0.08
	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.08)	(0.07)	(0.08)	(0.07)
Niveau secondaire	-0.02	-0.12*	-0.03	-0.12*	-0.02	-0.13*	-0.02	-0.13*
	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.07)	(0.08)	(0.07)	(0.08)	(0.07)
Sans diplôme	-0.20***	-0.11*	-0.23***	-0.14**	-0.04	-0.11*	-0.05	-0.13**
	(0.05)	(0.06)	(0.05)	(0.06)	(0.07)	(0.06)	(0.07)	(0.06)
Salarié du secteur public	-0.09**	0.04	-0.09**	0.04	-0.14**	0.05	-0.13**	0.04
	(0.04)	(0.05)	(0.04)	(0.05)	(0.06)	(0.05)	(0.06)	(0.05)
Indépendant	0.27***	0.39***	0.26***	0.39***	0.26***	0.39***	0.27***	0.39***
	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.05)	(0.06)	(0.05)	(0.06)	(0.05)
Carrière jugée décevante	-0.12**	-0.23***	-0.12**	-0.24***	-0.10	-0.23***	-0.10	-0.24***
	(0.06)	(0.07)	(0.06)	(0.07)	(0.08)	(0.07)	(0.08)	(0.07)
Problèmes d'argent pendant l'enfance	-0.11***	-0.09**	-0.11***	-0.10**	-0.13***	-0.10**	-0.14***	-0.10**
	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.05)	(0.04)	(0.05)	(0.04)
Estimation de la pension reçue	-0.19	-0.14	-0.06	-0.07	-0.31	-0.15	0.21***	-0.09
	(0.35)	(0.36)	(0.06)	(0.07)	(0.40)	(0.36)	(0.07)	(0.07)
Relevé de carrière reçu	0.06	-0.03	0.04	-0.06	0.05	-0.02	0.15**	-0.06
	(0.07)	(0.07)	(0.06)	(0.07)	(0.08)	(0.08)	(0.07)	(0.07)
Invalidité	-0.29*	0.08	-0.34*	0.13	-5.16	0.01	-5.19	0.06
	(0.17)	(0.19)	(0.17)	(0.19)	(4152.57)	(0.20)	(4926.25)	(0.20)
Constante	-0.32***	-0.98***	-0.81***	-2.41***	-1.20***	-0.99***	-2.55***	-2.41***
	(0.09)	(0.10)	(0.21)	(0.26)	(0.11)	(0.10)	(0.31)	(0.26)
Coefficient de corrélation	0.13***		0.13***		0.08***		0.08***	
	(0.02)		(0.02)		(0.03)		(0.03)	
N	5927		5927		5820		5820	
LL	-6605.89		-6609.92		-4979.13		-4978.70	
Chi2	1178.99***		1172.83***		716.08***		710.82***	

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01 (Robust standard errors reported in [])

Les variables psychologiques

L'état d'esprit, la satisfaction professionnelle ainsi que la préférence pour le présent peuvent, d'une part, influencer la décision d'épargner à long terme, et d'autre part, influencer la manière d'appréhender la planification de la retraite. Les jeunes générations font notamment davantage face à la flexibilité de l'emploi que leurs aînés. En France, le taux de chômage des jeunes atteint 24% en 2010. Lorsqu'ils sont en emploi, leur salaire est faible. Leur priorité n'est probablement pas de préparer leur retraite, mais davantage de subvenir à leurs besoins actuels.

L'enquête renseigne sur le sentiment qu'ont les individus par rapport à leur carrière. Juger sa carrière plutôt décevante est toutefois purement subjectif. Ce jugement négatif ne signifie pas que les individus craignent de perdre leur emploi. Les individus ayant des tâches répétitives, percevant de faibles salaires, et n'ayant pas de perspectives d'évolution estiment leur trajectoire professionnelle décevante. Ces individus seront alors davantage préoccupés par la situation présente plutôt que future. Ils ne contractent ni de produits d'assurance, ni de produit d'épargne retraite. Juger sa carrière « décevante » a ainsi un impact négatif et significatif sur la détention de ces actifs d'assurance. La probabilité de ne détenir aucun de ces produits s'accroît de 6,88% lorsque les individus déclarent juger leur carrière décevante, tandis que leur probabilité de les détenir simultanément diminue de 3,9%.

La satisfaction des individus quant à leur niveau de vie constitue un des déterminants de l'épargne retraite (Dumann, 2008). Nos résultats indiquent que lorsque les individus ont connu des périodes de troubles financiers durant leur enfance, alors ils ne mobilisent pas d'actifs d'assurance et de retraite, préférant probablement là aussi, leur consommation présente. On aurait pu s'attendre à un tout autre résultat. En effet, les individus ayant connu des périodes difficiles sur le plan financier durant leur enfance, auraient pu avoir un comportement plus prévoyant que n'ayant pas fait l'expérience de telles difficultés. Mais les situations de « frustration de consommation » durant l'enfance conduisent ainsi les individus à avoir des préférences fortement biaisées en faveur du présent. Ces comportements, traités par Amerikset al. (2003), relèvent de la littérature portant sur la psychologie. Les auteurs soulignent que lorsque les individus ont une préférence marquée pour le présent, un conflit survient entre d'une part la consommation courante et d'autre part la réalisation d'un objectif de long terme comme l'accumulation d'une épargne de long terme. Nous montrons que lorsque l'individu a connu des problèmes financiers durant son enfance, cela a impact négatif de 2,26% sur la probabilité de détenir simultanément des actifs d'assurance et de retraite.

Tableau 5 Effets marginaux et probabilités jointes du modèle 1.1

	Pr(AV=1 & ER=0)	Pr(AV=0 & ER=1)	Pr(AV=1 & ER=1)	Pr(AV=0 & ER=0)
	=.3521987	= .09871695	= .11440713	=.43467722
Age < 31	-.0610966**	-.0326513**	-.0695487***	.1632966***
Age: 46-50	-.0003721	.012294	.0242435	-.0361654
Age: 51-55	-.0502532**	.0223825	-.001637	.0295077
Age: 56-60	.0063098	.0257828	.0710344	-.103127
Age: 61-65	-.0052748	.0249719*	.0490553***	-.0687524**
Age: 66-71	.004321	.0255505	.0666306***	-.0965021***
Age: >70	.0101303	.0183638	.0472143***	-.0757085***
Femme seule	.0191979	-.0238278**	-.0283003***	.0329301**
Homme seul	-.0136305	-.001334	-.0122499	.0272144
Sans enfant	-.0031393	-.018164	-.0379352***	.0592384**
1 enfant	-.004618	-.0082553	-.0173715	.0302448
3 enfants	.0311911	-.0110225	.0028289	-.0229975
4+ enfants	.1038188*	-.0710881***	-.0729606***	.0402298

Propriétaire non accédant	.0929104***	-.0156039**	.043394***	-.1207005***
Revenu mensuel par UC <500	-.0387058*	.0117447	-.0090716	.0360326
Revenu mensuel par UC (500;1000)	-.0506505**	.0122604	-.0164666	.0548568**
Revenu mensuel par UC (1500;2000)	.0153095	.0164083	.051585***	-.0833029***
Revenu mensuel par UC (2000;2500)	.0476776**	.0101641	.0858196***	-.1436613***
Revenu mensuel par UC (2500;4000)	.0563476***	.0146579	.1122712***	-.1832767***
Revenu mensuel par UC (4000;6000)	.0871816***	-.0095795	.2165322***	-.2941343***
Revenu mensuel par UC >6000	.0759937**	-.0137816	.2464331***	-.3086452***
1/4 du capital constitué venant d'un héritage	.0868771***	-.0219576***	.0267221***	-.0916416***
Endettement (immobilier, crédit à la consommation)	-.037325***	.0186777***	.0050947	.0135527
Diplôme équivalent au master 2	.0291578	-.0005578	.0244669*	-.053067**
Niveau secondaire	.011552	-.015563	-.0190872*	.0230982
Sans diplôme	-.0458325**	.0012697	-.0347132***	.079276***
Salarié du secteur public	-.0334675**	.0139761*	-.0013233	.0208146
Indépendant	.0135064	.0306193***	.0932323***	-.137358***
Carrière jugée décevante	-.0074869	-.0221569**	-.0391367***	.0687805***
Problèmes d'argent pendant l'enfance	-.020264	-.0045492	-.0225548***	.047368***
Estimation de la pension reçue	-.0421411	-.0051831	-.0342259	.0815501
Relevé de carrière reçu	.0236885	-.008988	.0012019	-.0159023
Invalidité	-.0978309*	.0390159	-.0160351	.0748502

* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01 (Robust standard errors reported in (j))

Lecture: AV=détention d'assurance vie (tous motifs confondus), ER=détention de produit(s) d'épargne retraite.

Variables d'éducation et information retraite

Les variables d'éducation sont des proxys de la qualité des emplois, mais aussi de la sensibilisation aux phénomènes économiques et sociaux (Amerikset *al.*, 2003; Lusardiet Mitchell, 2004, 2007a, 2007b). Les personnes aux niveaux de formation les plus élevés sont aussi fréquemment les mieux informés sur l'épargne retraite, sur les avantages fiscaux que

certaines actifs financiers offrent, et sont plus à même de détenir des produits d'épargne retraite adaptés au maintien de leur niveau de vie aux âges élevés (Bernstein, 2002).

Les détenteurs d'un diplôme équivalent au Master 2 (Baccalauréat + 5 années d'étude) contractent plus fréquemment des contrats d'assurances vie et d'épargne retraite. L'effet marginal d'un tel diplôme sur la détention simultanée d'assurances vie et de contrats d'épargne retraite atteint 2,45%. De même lorsque les individus détiennent ce type de diplôme cela diminue la probabilité de ne détenir aucun produit d'épargne de long terme de 5,31%. A l'inverse, ne pas détenir de diplôme induit un impact négatif et significatif sur la probabilité de détenir les deux types de contrats (assurance vie et épargne retraite). L'effet marginal négatif est cette fois de 3,47%. Ne pas avoir de diplôme accroît significativement de près de 8% la probabilité de ne détenir aucun de ces produits. Les personnes les moins bien informées des risques pesant sur le système de retraite, mais aussi les moins informées de l'impact des récentes réformes sur le montant des futures pensions planifient beaucoup moins leur retraite. Moins sensibilisés aux mécanismes financiers et économiques de base, ils le sont aussi beaucoup moins aux risques inhérents au vieillissement de la population. C'est pourquoi le dispositif d'information retraite peut être vu comme un complément à l'éducation économique et financière de base qu'acquièrent les individus en formation initiale ou continue. Si on admet qu'un individu non diplômé n'atteint pas un niveau suffisant de sensibilisation économique et financière, alors le système d'information sur les retraites peut en partie pallier les effets d'un bas niveau d'étude.

La mise en place de systèmes d'information retraite en Europe est relativement récente. Les analyses portant sur ces systèmes sont très peu développées. Les variables d'information retraite sont significatives dans le modèle 2.2, estimant simultanément la détention d'assurance vie pour motif retraite et la détention d'épargne retraite. L'estimation des droits à la retraite et le relevé de carrière ont un impact positif et significatif sur la détention de produits d'assurance vie spécifiquement pour motif retraite.

La connaissance et la compréhension des droits futurs permettent aux individus de mieux organiser leur retraite. Une information imparfaite peut engendrer des difficultés à traduire l'information en action, notamment en termes de planification de la retraite. Or de telles difficultés sont souvent associées à un faible niveau de qualification et de salaire (Gustman et Steinmeier, 2001).

Dans plusieurs pays européens, et dans un souci de meilleure compréhension par les futurs retraités, l'organisation du système d'information retraite a récemment évolué vers plus de simplicité (El Mekkaoui *et al.*, 2010). Les ménages européens déclarent effectivement être satisfaits d'une information simplifiée sur leurs droits à la retraite. La dernière réforme portant sur les retraites (2010) prévoit l'amélioration du système d'information retraite, ce qui pourrait inciter les ménages les moins prévoyants à accroître leur détention d'actifs à long terme en vue de mieux préparer leur période de retraite. Néanmoins, il convient de rester prudent sur l'interprétation de ces premiers résultats économétriques sur l'impact de l'information retraite dans la mesure où ils n'apparaissent significatifs que dans une des quatre régressions menées. Par ailleurs, bien qu'ayant contrôlé l'effet cycle de vie dans cette régression, on ne peut exclure qu'une hétérogénéité inobservée liée à l'âge ou l'expérience transparaissent au travers de ces variables.

Bibliographie

Ajzen I., "The Theory of Planned Behavior," *Organizational Behavior and Human decision Processes*, L(1991), 179-211.

Ameriks J., Caplin A., et Leahy J. (2003) "Wealth accumulation and the propensity to plan," *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 1007-1048.

Arrondel L., Masson A., et Pestieau P. (2003) *Epargne, Assurance Vie et Retraite*, Assurance, audit, actuariat edn.

Arrondel L., Masson A., et Verger D. (2008) « Le patrimoine en France : état des lieux, historique et Perspectives », *Economie et Statistique*, 417-418:3-25.

Bac C. et Albert C. (2012) « Inégalités de pension entre hommes et femmes : du constat de 2009 aux perspectives de 2029 », *Retraite et société* n°63, 19-49.

Belleau H. et Proulx R. (2010) « Equilibre et déséquilibre des comptes amoureux contemporains. Le revenu familial remis en question », *Recherches familiales*, 7:85-101.

Belleau H. et Proulx R. (2011) « Le revenu familial, un concept vague et insidieux : analyse critique et historique des relations économiques familiales », *Enfances, Familles, Générations*, 15:78-109.

Bernard P., El Mekkaoui de Freitas N., Lavigne A., et Mahieu R. (2002) "Ageing and the demand for life insurance: An empirical investigation using French cross section data", Documents de travail Eurisco, Université Paris-Dauphine.

Bernstein D. (2002) "Fringe benefits and small businesses: evidence from the federal reserve board small business survey," *Applied Economics*, 34:2063-2067.

Beverly S.G. et Sherraden M. (1999), "Institutional determinants of savings: Implications for low income households and public policy," *Journal of Socio-Economics*, 28(4): 457-473.

Bloom D.E, Canning D., et Graham B. (2003) "Longevity and life-cycle saving," *The Scandinavian Journal of Economics*, 105:319-328.

Blundell R., Browning M., et Meghir C. (1994) "Consumer demand and the life-cycle allocation of household expenditures," *Review of Economic Studies*, 61(1): 57-80.

Boeri T., BörschSupan A. et Tabellini G. (2002) "Pension Reforms and the Opinion of European Citizens", *American Economic Association Papers and Proceedings*, Vol. 92(2), pp. 396-401.

Boeri T., et Tabellini G. (2005) “Does information increase political support for pension reform?”, CEPR Discussion Papers 5319.

Bridenne I. et Couhin J. (2012) « La contributivité accrue de la pension de base : source d'inégalités entre genres ? », *Retraite et Société* n°63, 190-203.

Brun-Schammé A. et Duée M. (2008) « L'épargne financière en prévision de la retraite: comportements de détention et montants investis ». *Economie et Statistique*, 417-418:93-118.

Browning M., Bourguignon F., Chiappori P. A., et Lechene V. (1994) “Income and outcomes: a structural model of intra household allocation,” *Journal of Political Economy*, 102 (6): 1067-1096.

Calvert L., Campbell J., et Sodini P. (2005) “Down or out: Assessing the welfare costs of household investment mistakes,” Working Paper, Harvard University.

Chaput H., Luu Kim K.H., Salembier L. et Solard J. (2011) « Les inégalités de patrimoine s'accroissent entre 2004 et 2010 », Insee Première n°1380.

Croguennec Y., « L' épargne retraite en 2007 », *Etudes et résultats*, DREES, 685, 2009.

Darmon C. et Pagenelle H. (2005) « Patrimoine: quand les ménages prennent de l'assurance », *Insee Première* n°1015.

Direr A. et Roger M. (2011) « Les produits d'épargne retraite populaire (PERP) : caractéristiques des détenteurs et projection des niveaux de rentes », *Economie et Prévision*, 194(3), p 79-92.

Dummann K. (2008) “What determines supply and demand for occupational pensions,” *Journal of Pension Economics and Finance*, 7(2): 131-156.

El Mekkaoui De Freitas N., Duc C., Briard K., Mage S., et Legendre B. (2011) « Aléas de carrières des seniors et impact sur les retraites », *Economie et Statistiques*, 441-442:145-158.

El Mekkaoui De Freitas N., Kukla B. et Legendre B. (2010) « Les systèmes d'information sur les retraites en Europe et aux Etats-Unis », Rapport de recherche n°59, Centre d'Etude de l'Emploi, Octobre.

Essig L., (2005) “Precautionary saving and old-age provisions: Do subjective saving motive measures work?” MEA discussion papers, No. 84.

Gollwitzer P. (1996) “The Volitional Benefits of Planning”, Chap. 13 dans *The Psychology of Action*, John Bargh et Peter Gollwitzer eds. (New York: Guilford, 1996), pp. 287-312.

Gustman A. et Steinmeier T. (2001) "Imperfect knowledge, retirement and saving," NBER Working Paper No. 8406.

Hogarth J.M., Hazembuller A., et Wilson M. (2006) "How much can the poor save?" In Paper presented at the 2006 Assets Learning Conference.

Hourriez JM, Legendre N., et Le Verre R. (2001) « La pauvreté des ménages de 1970 à 1997 : plus de ménages pauvres parmi les salariés, moins chez les retraités », *Insee Première*, n°761.

Joo S. et Grable J. (2000) "A retirement investment and savings decision model: influencing factors and outcomes," In Proceedings of the 46th annual conference of the American Council on Consumer Interests, 43-48.

Laborde C. (2014) "Prévoir sa retraite: une personne sur cinq épargne", *Etudes et Résultats* n°880, avril.

Lusardi A. et Mitchell O.S. (2005) Financial literacy and planning: Implications for retirement well-being. DNB Working Paper, No. 78.

Lusardi A. et Mitchell O.S. (2007a) "Baby boomer retirement security: The roles of planning, financial literacy, and housing wealth," *Journal of Monetary Economics*, 54:205-224.

Lusardi A. et Mitchell O.S. (2007b), "Financial literacy and retirement preparedness: evidence and implications for financial education," *Business Economics*, 42(1) : 35-44.

Roy R.(2005) « Tout ce qui est à moi est à toi ? » *Terrain*, 45:41-52.

Scholz J.K. et Seshadri A. (2007) « Children and household wealth» Working Papers wp158, University of Michigan, Michigan Retirement Research Center.

Veil, M. (2011) « Articulation entre politique familiale et retraite : illustration avec l'Allemagne », *Retraite et Société* n°61, 45-67.